

Elżbieta Gołata, Grażyna Dehnel, Hanna Gruchociak

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

ANALIZA PRZESTRZENNA W BADANIU DOJAZDÓW DO PRACY W POLSCE

Streszczenie: W artykule zastosowano metody analizy przestrzennej w odniesieniu do danych z Badania Przepływów Ludności Związanych z Zatrudnieniem. Analogicznie do modelu Thüнена uwzględniono oddziaływanie wielkich ośrodków miejskich na kształtowanie się intensywności dojazdów, podjęto próbę delimitacji stref wpływu wielkich miast, konstrukcji modeli interakcji przestrzennych ze szczególnym uwzględnieniem przemian ekonomicznych, demograficznych i społecznych. Podstawą analizy były statystyki globalne Morana i Geary’ego oraz lokalna Morana. W opracowaniu scharakteryzowano też dojazdy do pracy oraz wskazano możliwości ich użycia w analizie rynku pracy w przekroju regionalnym i lokalnym.

Słowa kluczowe: dojazdy do pracy, model Thüнена, autokorelacja przestrzenna, statystyka Morana, statystyka Geary’ego.

1. Wstęp

W literaturze przedmiotu jako podstawę delimitacji lokalnych rynków pracy wskazuje się zazwyczaj kryterium dojazdów do pracy [Klassen, Paelinck, Wagenaar 1982]. Również w analizach regionalnych sugeruje się, zgodnie z teorią ośrodków centralnych, iż duże ośrodki miejskie, zapewniając pracę ludności zamieszkującej w otaczającym je regionie, istotnie stymulują jego rozwój (por. [Gazińska 1995; Chojnicki 1966]). Dlatego pozyskanie możliwie obszernej wiedzy o dojazdach do pracy jest istotne dla polityki regionalnej. Rodzi to potrzebę dostarczenia informacji bieżącej oraz monitorowania zmian na niskim poziomie agregacji terytorialnej. Innym czynnikiem generującym popyt na informację na niskim poziomie agregacji jest rozwój samorządności, a tym samym częściowe odstępianie od centralnie podejmowanych decyzji. W artykule podjęto próbę zastosowania metod analizy przestrzennej w odniesieniu do danych z Badania Przepływów Ludności Związanych z Zatrudnieniem. W rozważaniach tych uwzględniono także oddziaływanie wielkich ośrodków miejskich na kształtowanie się intensywności dojazdów. Wnioski płyną-

ce z przeprowadzonych analiz mogą być wykorzystane przy prognozowaniu rozwoju jednostek terytorialnych na niskim poziomie agregacji.

Punktem wyjścia analizy jest założenie, że zgodnie z teorią Thunena, natężenie dojazdów do pracy zależy od odległości badanych regionów od wielkiego miasta (por. [Huriot 1992; Zoller 1992]). W celu weryfikacji tezy teorii ośrodków centralnych sprawdzono, czy odległość od wielkich miast faktycznie kształtuje rozkład wartości zmiennych związanych z dojazdami do pracy. Podstawą analizy będą statystyki globalne Morana i Geary'ego oraz statystyka lokalna Morana (por. [Kopczewska 2006; Suchecki (red.) 2010]).

2. Charakterystyka źródeł danych

Analizę relacji przestrzennych przeprowadzono na podstawie wyników unikatowego Badania Przepływów Ludności Związanych z Zatrudnieniem, przeprowadzonego w Centrum Statystyki Miast Urzędu Statystycznego w Poznaniu w 2006 r. (por. [Kruszka (red.) 2010]). W badaniu tym jako główne źródło informacji wykorzystano dane z bazy POLTAX za rok 2006, udostępnionej Głównemu Urzędowi Statystycznemu przez Ministerstwo Finansów. Jest to jeden z pierwszych przykładów pozyskania informacji z rejestrów administracyjnych bez przeprowadzania kosztownego tradycyjnego badania statystycznego. Pełne wykorzystanie bogatego źródła danych, jakim są rejestry, wymaga opracowania i wdrożenia odpowiedniej, nowoczesnej metodologii. Informacje o dojazdach do pracy zostały udostępnione przez GUS po raz pierwszy od 1988 roku. Są one dostępne w wersji elektronicznej w Banku Danych Regionalnych (BDR) na stronie internetowej GUS.

3. Charakterystyka dojazdów do pracy

Na początku rozważań warto zwrócić uwagę na skalę zjawiska dojazdów do pracy, wskazując kilka miast oraz województw, w których zyskuje ono szczególnie duże rozmiary. Przykładowo w Warszawie pracuje aż 31%¹ wszystkich osób zatrudnionych na terenie województwa mazowieckiego, przy czym aż 51,7% pracujących w stolicy mieszka poza jej granicami. Więcej niż co piąta osoba zatrudniona w województwie małopolskim pracuje w Krakowie. W konsekwencji 34,7% zatrudnionych na terenie tego miasta to osoby przyjeżdżające do pracy. W województwach podkarpackim, śląskim, małopolskim i wielkopolskim więcej niż co trzeci zatrudniony pracuje poza swoim miejscem zamieszkania.

Zestawiając powyższe informacje z faktem, że z połowy powiatów Polski do pracy wyjeżdża mniej niż 10,1% procent ludności w wieku produkcyjnym oraz że

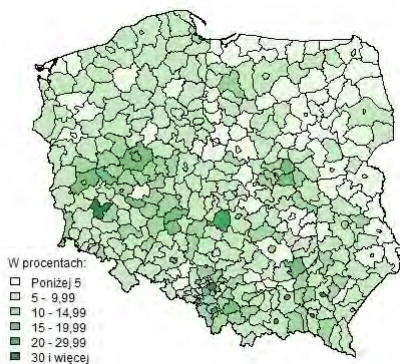
¹ Informacje zaczerpnięto z Badania Przepływów Ludności Związanych z Zatrudnieniem oraz Stanu Ludności na podstawie NSP-2002, BDR, GUS: <http://www.stat.gov.pl/gus>.

na terenie połowy powiatów mniej niż 7,32% osób zatrudnionych mieszka poza ich obszarem, można spodziewać się, że odległość od wielkich miast faktycznie ma istotny wpływ na natężenie dojazdów do pracy.

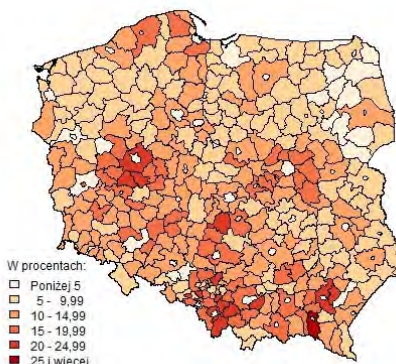
4. Dojazdy do pracy w przekroju powiatów

Analizę dojazdów do pracy w przekroju powiatów dla Polski przeprowadzono na podstawie udostępnionych w BDR zmiennych z badania *Dojazdy do pracy* [Kruszka (red.) 2010], tj. stosunku liczby przyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym oraz stosunku liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym. Analizie poddano również zmienną: stosunek liczby bezrobotnych do liczby ludności w wieku produkcyjnym w celu porównania własności jej rozkładu z własnościami charakterystycznymi dla rozkładów zmiennych dotyczących dojazdów do pracy.

Na podstawie przeprowadzonych analiz zaobserwowano wzrost natężenia zarówno przyjazdów, jak i wyjazdów do pracy w miarę zmniejszania się odległości od dużych miast (por. rys. 1 i 2). Warto zauważyć jednak, że w obrębie dużych miast z taką tendencją mamy do czynienia również w przypadku przyjazdów do pracy. Wnioski te potwierdzają sformułowaną na wstępie tezę, że dojazdy do pracy są zmienną, na podstawie której mogą być tworzone kręgi Thunena wokół dużych miast.



Rys. 1. Stosunek liczby przyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym, przekrój powiatów, Polska 2006

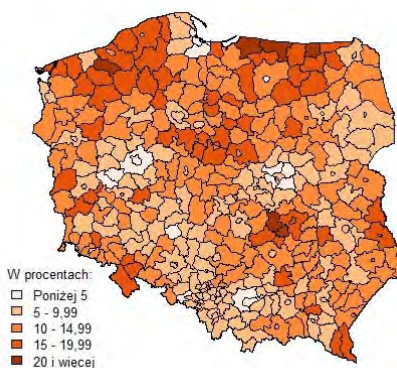


Rys. 2. Stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym, przekrój powiatów, Polska 2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS: [<http://www.stat.gov.pl>].

Zanotowano również, że natężenie zmiennej wyrażającej stosunek liczby osób bezrobotnych do liczby ludności w wieku produkcyjnym zależy od odległości od dużych miast (por. rys. 3). W tym przypadku relacja jest jednak odwrotna, natężenie

nie bezrobocia maleje w miarę zmniejszania się odległości od wielkich miast. Świadczy to, że zmienna wyrażająca stosunek liczby bezrobotnych do liczby ludności w wieku produkcyjnym jest skorelowana ujemnie ze zmiennymi uwzględniającymi dojazdy do pracy, w szczególności ze zmienną wyznaczaną jako stosunek liczby przyjeżdżających do pracy do liczby ludności produkcyjnej.



Rys. 3. Stosunek liczby bezrobotnych do liczby ludności w wieku produkcyjnym, przekrój powiatów, Polska 2006

Źródło: jak na rys. 1.

Niższy poziom bezrobocia w badanym powiecie oznacza, że łatwiej znaleźć tam pracę. Mieszkańcy innych powiatów, o wyższej stopie bezrobocia, mogą uznać zatem rynek pracy badanego powiatu za atrakcyjniejszy. Wskazane wcześniej zależności pozwalają na wysunięcie hipotezy, że między sąsiadującymi powiatami występuje podobieństwo pod względem badanych charakterystyk. W celu zweryfikowania tego przypuszczenia dokonano pogłębionej analizy w oparciu o statystyki Morana (por. wzór 1) i Geary'ego (por. wzór 2). Wagi w_{ij} , $i, j = 1, \dots, n$, użyte przy konstrukcji obu statystyk pochodzą z macierzy pierwszego rzędu standaryzowanej wierszami, co oznacza, że są równe zero, gdy obszary i -ty oraz j -ty nie mają wspólnej granicy oraz $1/s_i$ w przeciwnym przypadku, przy czym s_i oznacza liczbę wszystkich obszarów mających wspólną granicę z i -tym obszarem (por. [Kopczewska 2006, 2010]):

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}. \quad (1)$$

Większa od zera wartość statystyki Morana informuje o dodatniej autokorelacji przestrzennej, czyli o tym, że wartości badanej zmiennej w sąsiadujących obszarach są do siebie podobne. Ujemna wartość statystyki świadczy o tym, że wartości

badanej zmiennej znacznie różnią się w jednostkach sąsiednich, tworząc tak zwaną „szachownicę”. W przypadku statystyki I Morana decydujący wpływ na podobieństwo sąsiadów ma ich położenie względem średniej ze wszystkich obszarów.

Statystykę C Geary’ego obliczamy na podstawie wzoru (por. [Kopczewska 2006; 2010]):

$$C(d) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - X_j)^2}{\frac{2}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}. \quad (2)$$

Wartość statystyki Geary’ego, należąca do przedziału $<0; 1)$, informuje o dodatniej autokorelacji przestrzennej, a wartość statystyki z przedziału $(1; 2 >$ świadczy o ujemnej autokorelacji przestrzennej. W przypadku statystyki C Geary’ego na podobieństwo sąsiadów decydujący wpływ ma ich położenie względem siebie.

Tabela 1. Wartości statystyk globalnych Morana i Geary’ego sąsiadów pierwszego stopnia, przekrój powiatów, Polska 2006

Zmienna	I Moran	p -wartość	C Geary	p -wartość
Stosunek liczby przyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym	0,2152	0,0000	0,7424	0,0004
Stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym	0,2173	0,0001	0,7610	0,0002
Stosunek liczby bezrobotnych do ludności w wieku produkcyjnym	0,5759	$< 0,0001$	0,4321	$< 0,0001$

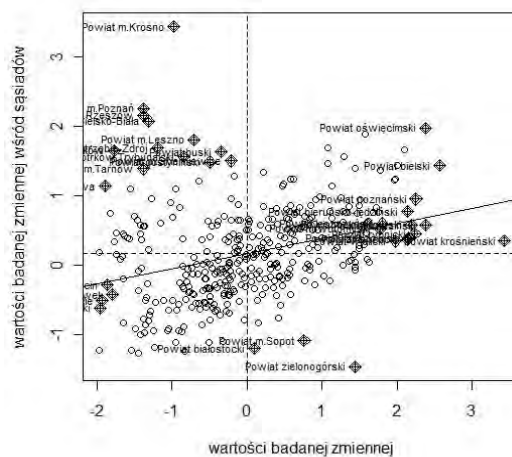
Źródło: opracowanie własne.

W pierwszym podejściu za sąsiadów badanego powiatu przyjęto te powiaty, które mają z nim wspólną granicę. W przypadku zmiennej stosunek liczby przyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym statystyka globalna Morana wynosi $I = 0,2152$, a statystyka globalna Geary’ego $C = 0,7424$. W obu przypadkach p -wartość wskazuje na istotność statystyczną tych charakterystyk. Ponieważ statystyka I Morana jest znacznie większa od zera, a statystyka C Geary’ego mniejsza od 1, wnioskujemy o dodatniej autokorelacji przestrzennej. Bardzo mała p -wartość potwierdza, że z bliskim zera prawdopodobieństwem popełnienia błędu pierwszego rodzaju możemy odrzucić hipotezę o braku zależności. Podobne relacje przestrzenne co do kierunku i siły obserwujemy w przypadku udziału wyjeżdżających do pracy wśród ludności w wieku produkcyjnym. Statystyka globalna Morana wynosi $I = 0,2173$ (p -wartość $< 0,005$), a statystyka globalna Geary’ego $C = 0,7610$ (p -wartość $< 0,005$), co świadczy o dodatniej autokorelacji przestrzennej. Również w przypadku zmiennej wyrażającej stosunek liczby bezrobotnych do liczby ludności w wieku produkcyjnym potwierdza się hipoteza o dodatniej autokorelacji przestrzennej. Jednak wartości statystyk globalnych Morana $I = 0,5759$ i Geary’ego $C = 0,4321$ świadczą o znacznie silniejszej relacji.

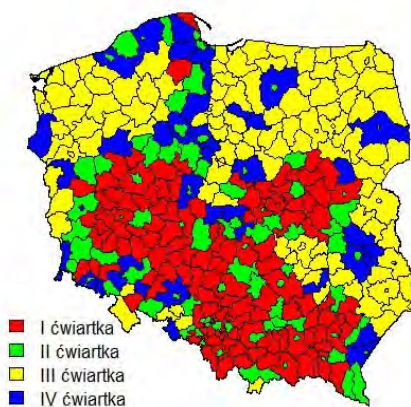
Na podstawie przeprowadzonych analiz stwierdzono zblizoną do wprost proporcjonalnej zależność między wartościami zmiennej wyrażającej stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym w powiecie a wartościami tej zmiennej w powiatach będących z nim w bezpośrednim sąsiedztwie. Relacja ta widoczna jest na wykresie punktowym Morana, który przedstawia zależność pomiędzy wartościami badanej zmiennej w obszarach oraz wartościami tej samej zmiennej w obszarach sąsiednich (por. rys. 4a). Jako potwierdzenie tej tezy może służyć graficzna prezentacja wyników badania, przedstawiona na wykresach mapowych (por. rys. 4b). Powiaty o wysokich oraz niskich wartościach badanych zmiennych otoczone są najczęściej powiatami o podobnym poziomie badanej cechy; tworzą one tak zwane klastry.

W analizie wyodrębniono 81 powiatów, charakteryzujących się niskimi wartościami zmiennej wyrażającej stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym, otoczonych powiatami o wysokich wartościach tej zmiennej; większość z nich tworzy centra regionalnych rynków pracy (por. rys. 4). Ponadto 47% z nich to miasta na prawach powiatu, zazwyczaj duże ośrodki miejskie, takie jak Warszawa, Kraków oraz Poznań.

W ramach przeprowadzonego badania posłużono się także inną definicją sąsiedztwa, zgodnie z którą za sąsiada danego powiatu przyjmuje się nie tylko powiaty mające z nim wspólną granicę, ale również ich bezpośrednich sąsiadów (tj. oddalone od niego o jeden powiat). Wyniki wskazują, że występuje silna dodatnia autokorelacja przestrzenna ze względu na wszystkie uwzględnione w badaniu



a) wykres punktowy Morana



b) powiaty według przynależności do ćwiartek wykresu punkowego Morana

Rys. 4. Wykresy punktowe Morana oraz wykresy mapowe przynależności do ćwiartek sąsiadów pierwszego stopnia, stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym, przekrój powiatów, Polska 2006

Źródło: opracowanie własne.

zmiennie (por. tab. 2). Ponadto można zauważyć, że przy uwzględnieniu sąsiadów drugiego stopnia siła zależności jest znacznie większa (por. tab. 1 i 2). Można wysunąć przypuszczenie, że wynika to ze struktury klastrów o dużych średnicach, widocznej na wykresie 4.

Tabela 2. Wartości statystyk globalnych Morana i Geary'ego dla sąsiadów pierwszego i drugiego stopnia, przekrój powiatów, Polska 2006

Zmienna	<i>I</i> Moran	<i>p</i> -wartość	<i>C</i> Geary	<i>p</i> -wartość
Stosunek liczby przyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym	0,6449	<0,0001	0,2986	<0,0001
Stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym	0,6027	<0,0001	0,3191	<0,0001
Stosunek liczby bezrobotnych do liczby ludności w wieku produkcyjnym	0,7823	<0,0001	0,1644	<0,0001

Źródło: opracowanie własne.

W badaniu posłużono się również definicją sąsiedztwa, według której za sąsiadów danego powiatu powiatów przyjmuje się te, które mają z nim wspólną granicę, oddalonych od niego o jeden powiat oraz oddalonych od niego o dwa powiaty. Analizując wyliczone zgodnie z tą definicją wartości statystyk globalnych (por. tab. 3), zauważyć można, że siła autokorelacji przestrzennej przy uwzględnieniu również sąsiadów trzeciego stopnia jest jeszcze większa niż w poprzednich przypadkach (por. tab. 1 i 2). Powiaty tworzą duże klastry, zazwyczaj o średnicy większej bądź równej 7 powiatów.

Tabela 3. Wartości statystyk globalnych Morana i Geary'ego sąsiadów pierwszego, drugiego i trzeciego stopnia, przekrój powiatów, Polska 2006

Zmienna	<i>I</i> Moran	<i>p</i> -wartość	<i>C</i> Geary	<i>p</i> -wartość
Stosunek liczby przyjeżdżających do pracy do ludności w wieku produkcyjnym	0,8556	<0,0001	0,1343	<0,0001
Stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do ludności w wieku produkcyjnym	0,8626	<0,0001	0,1330	<0,0001
Stosunek liczby bezrobotnych do ludności w wieku produkcyjnym	0,9037	<0,0001	0,0883	<0,0001

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie przeprowadzonej analizy zauważono – jeszcze bardziej zbliżoną do wprost proporcjonalnej – zależność pomiędzy wartościami zmiennej wyrażającej stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym w powiatach, a jej wartościami w sąsiedztwie tych powiatów aniżeli przy uwzględnieniu sąsiadów pierwszego stopnia (por. rys. 5a). Także klastry na wykresach mapowych (por. rys. 5b) wydają się bardziej jednorodne, gdy uwzględniamy sąsiadów do trzeciego stopnia włącznie.

5. Dojazdy do pracy w przekroju gmin

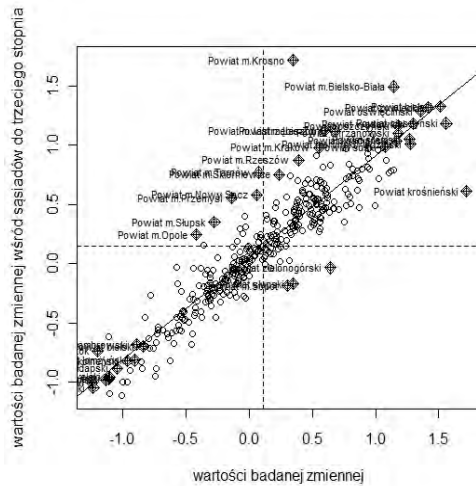
Analiza w przekroju powiatów pozwala na delimitację rynków regionalnych, wskazując na zasięg oddziaływania wielkich miast. Jednak dla władz samorządowych, planujących rozwój aglomeracji miejskich, niezbędna jest również informacja bardziej szczegółowa, uwzględniająca najbliższe sąsiedztwo wielkich miast. Z tego powodu analizę przeprowadzono także dla przekroju gmin.

Na podstawie obliczonych statystyk globalnych Morana i Geary'ego stwierdzono, że również dla takiego przekroju obszary o podobnych wartościach badanych zmiennych tworzą klastry, czyli występuje dodatnia autokorelacja przestrzenna ze względu na badane zmienne, oraz że zyskuje ona na sile przy uwzględnianiu sąsiadów drugiego i trzeciego stopnia. Podobieństwo poziomu badanych zmiennych w poszczególnych gminach do poziomu tych zmiennych w gminach je otaczających zbadano również dla każdej gminy oddzielnie, wykorzystując w tym celu statystykę lokalną Morana (por. wzór 3, [Kopczewska 2006, 2010]):

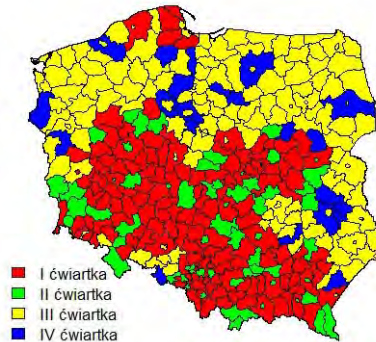
$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X}) \sum_j w_{ij} (X_j - \bar{X})}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad (3)$$

gdzie indeks *i* odpowiada indywidualnie badanej gminie. (3)

Przesunięcie rozważań do jednostek niższego poziomu podziału administracyjnego, pozwala poza uwzględnieniem oddziaływania centrum regionu, na analizę zróżnicowania w ramach rynków regionalnych oraz wyodrębnienie rynków lokalnych. Pomi-



a) wykres punktowy Morana



b) powiaty według przynależności do ćwiartek wykresu punktowego Morana

Rys. 5. Wykresy punktowe Morana oraz wykresy mapowe przynależności do ćwiartek sąsiadów pierwszego, drugiego i trzeciego stopnia, stosunek liczby wyjeżdżających do pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym, przekrój powiatów, Polska 2006

Źródło: opracowanie własne.

jając więc krąg gmin otaczających ośrodek centralny, na podstawie analizy obliczonych statystyk lokalnych dla gmin Wielkopolski stwierdzono, że gminy najbardziej różniące się od swoich sąsiadów pod względem wyjazdów do pracy to gminy–miasta: Konin, Kościan, Kalisz i Ostrów Wielkopolski, Leszno oraz Słupca. Ponadto zaobserwowano, że gminy otaczające wymienione miasta zaklasyfikowano jako podobne do sąsiadów.

6. Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonych analiz potwierdzają przypuszczenie o występowaniu zależności przestrzennych natężenia dojazdów do pracy w badanych obszarach oraz obszarach sąsiednich z uwzględnieniem sąsiedztwa drugiego i trzeciego rzędu. Badanie autokorelacji przestrzennej wskazało także na występowanie analogicznych wzorców relacji na badanych obszarach w odniesieniu do charakterystyk bezrobocia.

Zauważono również silne oddziaływanie dużych miast. Na przykład liczba osób wyjeżdżających do pracy w stosunku do liczby ludności w wieku produkcyjnym jest bardzo niska w większości miast wojewódzkich, na przykład w Warszawie, Poznaniu, Wrocławiu czy Krakowie, za to znacznie wzrasta w powiatach je otaczających (por. rys. 2, 4, 5).

Ograniczone ramy niniejszego opracowania pozwoliły jedynie na przykładową ilustrację otrzymanych w analizie rezultatów. Interpretując wyniki analizy przeprowadzonej w oparciu o statystyki Morana i Geary'ego, należy zwrócić uwagę, że określają one występowanie autokorelacji przestrzennej oraz jej zakres, abstrahując od odległości między badanymi obszarami. Wyznaczenie wzorców przestrzennych z uwzględnieniem odległości będzie przedmiotem dalszych badań i analiz.

Literatura

- Chojnicki Z., *Zastosowanie modeli grawitacji i potencjału w badaniach przestrzenno-ekonomicznych*, Komitet Przestrzennego Zagospodarowania Kraju Polskiej Akademii Nauk, Warszawa 1966.
- Fustier B., *Interakcje przestrzenne*, [w:] Ponsard C. (red.), *Ekonomiczna analiza przestrzenna*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań 1992.
- Gazińska M., *Modele ciężenia i potencjału w badaniu bezrobocia w województwie szczecińskim*, „Przegląd Statystyczny” 1995, XLII, z. 3-4.
- Huriot J.M., *Przestrzeń produkcyjna a renta gruntowa*, [w:] C. Ponsard (red.), *Ekonomiczna analiza przestrzenna*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań 1992.
- Klassen L.H., Paelinck J.H.P., Wagenaar S., *Systemy przestrzenne*, PWN, Warszawa 1982.
- Kopczewska K., *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem pakietu R CRAN*, CeDeWu, Warszawa 2006.
- Kopczewska K., *Modele zmian stopy bezrobocia w ujęciu przestrzennym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, GUS, PTS, Warszawa 2010.

Kruszka K (red.), *Dojazdy do pracy w Polsce. Terytorialna identyfikacja przepływów ludności związanych z zatrudnieniem*, GUS, Warszawa 2010.

Suchecki B. (red.), *Ekonometria przestrzenna*, C.H. Beck, Warszawa 2010.

Zoller H.G., *Przestrzeń rezydencjalna a cena mieszkania*, [w:] C. Ponsard (red.), *Ekonomiczna analiza przestrzenna*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań 1992.

Źródła internetowe

http://www.stat.gov.pl/bdr_n/app/dane_podgrup.katgrup?p_dane=0&p_kate=3.

<http://www.stat.gov.pl/gus>.

SPATIAL ANALYSIS OF EMPLOYMENT-RELATED POPULATION FLOWS IN POLAND

Summary: This paper attempts to apply the methods of spatial analysis in relation to data from research concerning employment-related population flows. Based on analogy to Thünen model it takes into account the impact of large cities on the formation of the intensity of commuting, attempt to delimitate the influence zones of large cities, the structure of spatial interaction models with special focus on the economic, demographic and social transformations observed in the metropolitan areas. The analysis was based on Moran's and Geary's global statistics and Moran's local statistics. The aim of this paper is also the characterization of the commuter routes and indication of the possibility of applying it in the analysis of the labour market in regional and local aspects.